

Este documento ha sido descargado de:
This document was downloaded from:



**Portal *de* Promoción y Difusión
Pública *del* Conocimiento
Académico y Científico**

<http://nulan.mdp.edu.ar>

REVISTA ARGENTINA DE ECONOMÍA AGRARIA

Argentine Agricultural Economics Review

*Ciudad Autónoma de Buenos Aires, República Argentina
Nueva Serie Volumen XI Número 1 - Primavera 2009*

- Retornos a la educación en zonas rurales
Returns to Education in Rural Argentina

- Agricultural and Macroeconomic Policies,
Technology Adoption and Agro-industrial Development
in Argentina: Old and New Facts.
*Políticas macroeconómicas y agrícolas, adopción
de tecnología y desarrollo agroindustrial en la Argentina:
la evidencia histórica y actual.*

- Análisis de eficiencia técnica y económico de
explotaciones ovinas en la provincia de buenos Aires.
*Technical and economical efficiencies of Buenos Aires
sheep farms.*

- Pago por servicios ambientales a productores: fuentes
de dinero para incentivar la siembra de pasturas.
*Payment for environmental services to producers:
sources of money to encourage the planting of pastures*

- Desarrollo de los biocombustibles, interrelación
de políticas y opciones de política comercial.
*Development of biofuels, policy interrelationship
and trade policy options*

AAEA

Asociación Argentina
de Economía Agraria

Retornos a la educación en zonas rurales¹

Daniel Lema²

Karina Casellas³

Recibido: 17/08/09

Aceptado: 25/09/09

Resumen

En el trabajo se presentan estimaciones de retornos a la educación en zonas rurales segmentando el análisis por actividad agropecuaria y por categoría ocupacional. Se utilizaron micro datos de una encuesta de hogares rurales en partidos de la provincia de Buenos Aires del año 2006. En el trabajo se implementan diversas técnicas econométricas (MCO, Heckman, Variables Instrumentales, Selección Multinomial Logit) para estimar tasas de retorno a la educación. En promedio los retornos estimados se encuentran entre un 9% y un 13% por año de escolaridad. El control por categoría ocupacional y sector muestra que los mayores retornos se dan en las actividades por cuenta propia en el sector no agropecuario, le siguen los trabajadores asalariados en el sector no agropecuario, luego los cuentapropistas agropecuarios y finalmente los trabajadores asalariados agropecuarios. Estos resultados muestran los diferenciales que existen entre sectores y actividades, lo que seguramente genera señales tanto para la acumulación de capital humano, para la reasignación del tiempo de trabajo y para la migración.

Palabras Clave: retornos a la educación, trabajo rural, sesgo de selección, endogeneidad
Códigos JEL: Q12, J24

Returns to Education in Rural Argentina

Abstract

In this paper we examine the returns to education in a rural area of Argentina using a household survey conducted in 2006. We use several econometric techniques in an attempt to account for sample selection bias arising from endogenous labor force participation, selection of sector and activity and to control for endogeneity of education. The empirical results indicate that the returns to education, on average, are in between 9 and 13%. Higher returns to education are found in non agricultural activities vis a vis agricultural ones.

Key words: returns to education, rural work, Argentina, sample selection, endogeneity
JEL Codes: Q12, J24

¹ Este Trabajo ha sido presentado en la XL Reunión Anual de Economía Agraria realizada en Bahía Blanca en Octubre de 2009, habiendo obtenido en forma compartida el "Premio al Mejor Trabajo" de dicha Reunión.

² INTA y UCEMAdanilema@correo.inta.gov.ar.

³ INTA y UNMdP

I. Introducción

En el sector rural los retornos a la educación se incrementan sustancialmente a medida que un país pasa de una agricultura tradicional a una moderna. La educación formal, los conocimientos, las habilidades y los métodos adquiridos para analizar problemas le permiten al productor o trabajador asignar los recursos que dispone, incluyendo su propio trabajo, en forma más eficiente. Cuando las técnicas de producción no cambian, o los sistemas tradicionales se mantienen inmóviles a lo largo del tiempo, las ganancias por la educación adicional no son significativas.

Cuando una nueva tecnología está disponible, es importante saber combinar los recursos de manera adecuada. Si el individuo no dispone de las habilidades y conocimientos para recombinar sus recursos las potenciales ganancias de la nueva tecnología, o las nuevas oportunidades, se pierden. La educación afecta la eficiencia en la asignación de los recursos, e induce a una rápida adopción de nuevas tecnologías al proceso productivo. Las habilidades cognitivas no sólo son importantes para entender las nuevas tecnologías, sino para comprender de que manera las mismas contribuyen a la producción. En un contexto de desequilibrios o cambios en la economía, la educación formal permite a las personas aprovechar más eficientemente las oportunidades que se generan. Esto se da principalmente a través de dos mecanismos. Por un lado, la mejora en la eficiencia de asignación de recursos y por otro, a través de una mejora en la actitud empresarial (entrepreneurship) que permite detectar y aprovechar las nuevas oportunidades.

La decisión de adoptar nuevas tecnologías también es una decisión de inversión. Debe incurrirse en importantes costos de información y aprendizaje sobre las

características de las nuevas técnicas y los beneficios de las mismas se distribuyen en el tiempo. Cuando aparece una nueva tecnología que aumenta los beneficios, se ha demostrado que la educación se encuentra positivamente correlacionada con la probabilidad de adopción. Por el contrario, cuando una tecnología ha estado disponible por largo tiempo, o no es conveniente, la educación no se encuentra relacionada con la adopción (Huffman 2001).

En este sentido, Schultz (1981) enfatiza que el cambio en el entorno aumenta el valor de la habilidad de los productores agropecuarios para percibir y adaptarse a los nuevos eventos tecnológicos. Welch (1970) menciona que el valor de la educación se incrementa con el cambio tecnológico, identificando también los retornos a la educación rural con mayor adopción de nuevas tecnologías.

De la misma forma, para la elección del sector y la actividad laboral por parte de los individuos, en zonas rurales puede realizarse una analogía con la adopción de tecnologías. Los individuos en zonas rurales pueden obtener mayores retornos a la educación abandonando una actividad y comenzando otra. Por ejemplo, dejando trabajo agropecuario asalariado, en el que los retornos a la educación pueden ser limitados, por trabajo en actividades no agropecuarias, o por cuenta propia, que suelen tener mayores retornos a la escolaridad (Taylor y Yunez Naude 2000).

Un año adicional de educación puede aumentar la productividad del trabajo no agropecuario más que en el trabajo agropecuario. Existen varios argumentos para explicar este diferencial. Por un lado, el capital físico y humano pueden ser complementos. Si en las actividades no agropecuarias existe mayor concentración de capital, entonces las tasas de retorno serán mayores. También, en las actividades no agropecuarias es probable que existan

mayores ganancias derivadas de la especialización y aprovechamiento de ventajas comparativas para los trabajadores calificados. Por otra parte, la producción agropecuaria puede ser caracterizada como de retornos constantes a escala para la tierra y el capital. Si los salarios son mayores en actividades no agropecuarias, esto requiere que un trabajador agropecuario sea combinado con mayores niveles de otros insumos para generar suficientes ingresos para igualar su costo de oportunidad fuera del sector. Limitaciones en la posibilidad de incrementar el uso de otros insumos pueden también generar diferenciales de retornos entre actividades e inducir cambios en la asignación del trabajo.

Estos mecanismos de ajuste podrían explicar algunos de los cambios demográficos y productivos observados en el sector agropecuario argentino a lo largo de las últimas décadas. El Cuadro 1 presenta la evolución de la población rural desde 1960. De acuerdo con la definición utilizada por el INDEC, se computan como habitantes rurales aquellos que residen en localidades de menos de 2000 habitantes o en zonas rurales dispersas. Superado el umbral de 2000 habitantes un espacio se considera "urbano"².

Se observa que la disminución de la población rural, tanto en términos absolutos

Cuadro 1. Población Rural en Argentina

Año	Población Rural	% de la Población Total
1960	5603862	28
1970	4906531	21
1980	4807311	17
1991	4179418	12
2001	3828180	11

Fuente:
INDEC - Censos Nacionales de Población y Vivienda

como relativos, ha sido un fenómeno persistente en los últimos cincuenta años. Debido en buena parte al fuerte proceso de mecanización, se ven las mayores tasas de disminución entre los años 60 y 80, con una relativa desaceleración a partir de los años 90. El Censo del año 2001 muestra que aproximadamente el 11% del total es población rural.

El Cuadro 2 complementa la información con datos de Censos Nacionales Agropecuarios. Se observa que la cantidad de Explotaciones Agropecuarias (EAP's) ha disminuido también desde los años 60, lo que implicó un aumento del tamaño promedio por establecimiento. Asimismo, la cantidad de personas que residen y trabajan en EAP's ha disminuido sistemáticamente. Estos cambios se producen además en un contexto

2 Esta definición unidimensional tiene limitaciones a los efectos de definir población en el espacio rural. En un reciente trabajo del Banco Mundial (2005) se propone utilizar dos características para definir el espacio rural: la densidad de población y la distancia a grandes ciudades. Estos dos criterios tratan de aproximar las características de la actividad económica y la provisión de servicios sociales que pueden definir más cabalmente el espacio rural. La aplicación empírica de estos criterios utilizando información censal sobre densidad de población menor a 150 habitante/km² y tiempo de viaje hacia ciudades de 100 mil habitantes (entre una y cuatro horas de viaje), arroja resultados contrastantes con aquellos de los censos nacionales para la cantidad de población rural de Argentina. El porcentaje de población rural definido de esta manera alcanza al 23% del total, un valor considerablemente mayor a la estimación oficial. La diferencia de definición y la cuantificación de la cantidad de población que vive en el medio rural tienen implicancias importantes en términos de comprensión de los fenómenos económicos locales y para la definición de políticas e intervenciones públicas. La magnitud e importancia de la población rural y de los mercados de trabajo rurales pueden ser mucho mayores que lo que las estadísticas oficiales reflejan.

de fuertes incrementos de producción y el medio rural y sus implicancias para modernización de la agricultura. comprender algunos fenómenos recientes de

Cuadro 2. Explotaciones Agropecuarias, Residentes y Trabajadores

AÑO	NUMERO DE EXPLOTACIONES	SUPERFICIE MEDIA (HA)	PERSONAS QUE RESIDEN	PERSONAS QUE TRABAJAN
1960	471756	371	2169587	1486845
1969	538430	391	2891850	1802158
1988	421222	421	1447365	1032215
2002	333533	524	1233589	775296

Fuente:
INDEC - Censos Nacionales Agropecuarios

Lo que estos datos sugieren es que se ha producido una importante reasignación de recursos (particularmente trabajo) entre sectores. La agricultura debe competir con otros sectores por el trabajo calificado y no calificado. La remuneración por trabajo de calificación similar no necesariamente debe ser igual entre sectores, pero en equilibrio el retorno marginal debería ser equivalente. En general, las oportunidades de incrementar la productividad del trabajo agropecuario a través de la especialización y coordinación de tareas son relativamente menores comparadas con la de actividades no agropecuarias. Esto se debe a la estacionalidad y secuenciación de tareas en la agricultura que limita la división del trabajo. En consecuencia, en actividades agropecuarias un trabajador calificado enfrenta para sus servicios una demanda relativamente más inelástica que en una actividad no agropecuaria. Seguramente, en la medida en que los individuos perciben estos diferenciales toman decisiones de escolaridad que luego afectan las elecciones de tareas y sectores donde desempeñar la actividad laboral. En consecuencia, los trabajadores migran para mejorar sus retornos, lo que tiende en el largo plazo a reducir los diferenciales salariales. El presente trabajo trata de cubrir la falta de estudios de retornos a la educación en

la agricultura argentina. Los antecedentes de estudios de retornos a la educación para Argentina, en general, han utilizado datos de la Encuesta Permanente de Hogares. Por ejemplo, Pessino (1995) estima tasas de retorno entre el 9 y el 12% de incremento del ingreso promedio por año adicional de educación. El resultado depende del período de estimación, señalando que los retornos a la educación tienden a aumentar en períodos de crisis. Di Pietro y Pedace (2008) muestran también la fluctuación de los retornos a lo largo del tiempo analizando datos de la EPH entre 1995 y 2003. Estos autores estiman retornos menores entre 1996 y 1998 (10%) e incrementos entre 2000 y 2002 (12%), atribuyendo las diferencias a los cambios relativos de la demanda de empleo. Por su parte, Paz (2007) con datos de la Encuesta de Condiciones de Vida 2001 (ECV2001) y de la EPH 2001 y 2003-2006 estima tasas entre el 8 y 12% con variaciones asociadas a factores similares a los señalados en los estudios mencionados previamente. El trabajo de Paz utiliza la ECV2001 que tiene representación nacional, a diferencia de la EPH que sólo recolecta información de los centros urbanos más importantes, sus estimaciones si bien condicionan por el lugar de residencia (localidad), no discriminan entre zonas urbanas y rurales.

A nivel rural los estudios no son frecuentes. En una serie de trabajos, Gallacher (1999, 2001, 2008) analiza el efecto de la educación sobre la eficiencia y la asignación de recursos en la producción y su potencial efecto sobre el ingreso de los productores. Las estimaciones de los trabajos muestran un efecto positivo y significativo de la educación sobre la eficiencia de producción, algo que es consistente, por ejemplo, con la evidencia empírica disponible para los Estados Unidos (Huffman 2001). Sin embargo, el tipo de datos que utiliza (Censos Nacionales Agropecuarios) no permite obtener resultados de estimaciones puntuales de retornos a la educación para individuos que trabajan en zonas rurales.

Marino y Lema (2008) presentan un análisis de oferta laboral para trabajadores de zonas rurales. En las ecuaciones de ingresos estimadas, la educación formal tiene una tasa de retorno del 12%. Sin embargo este trabajo no profundiza los aspectos conceptuales ni metodológicos de la estimación de las tasas de retorno a la educación, ni tampoco las implicancias de las segmentaciones de la muestra por sector y categoría laboral.

En las secciones siguientes del trabajo analizamos los retornos a la educación en el medio rural, segmentando por actividad y categoría ocupacional con el fin de comprender los efectos de la educación sobre los ingresos de los habitantes de zonas rurales y sus implicancias económicas en un proceso de desarrollo y modernización de la agricultura. En la sección II se presenta el marco conceptual, en la sección III se analizan los datos, en la sección IV se presentan las estimaciones realizadas por diversos métodos econométricos. Se utilizan primero MCO, luego correcciones por sesgo de selección, variables instrumentales y sesgo por selección múltiple. Finalmente, se presentan las conclusiones.

II. Marco Conceptual

Existe una amplia literatura referida al estudio de los retornos a la educación formal (o escolaridad) en las áreas de economía laboral, educación, salud y desarrollo económico. Siguiendo el enfoque de Becker (1964) la decisión de asistir a la escuela puede ser vista como una inversión donde el individuo sustituye recursos presentes (costos directos y costos de oportunidad) por futuras ganancias. La inversión en educación implica que la percepción de ingresos se difiere, pero las ganancias posteriores superarán los costos iniciales generando incentivos para la acumulación de capital humano. Se supone que, en equilibrio, los individuos invertirán en educación hasta que el retorno marginal de los ingresos futuros descontados iguale a los costos marginales de la educación.

En su presentación más simple la teoría del capital humano supone entonces que después de terminada la educación formal un individuo espera trabajar n años antes de retirarse. En equilibrio, el valor presente de los ingresos de un individuo que adquiere s años de educación deberá ser igual al valor presente de los costos. Conceptualmente el problema puede plantearse de la siguiente manera:

$$C \int_0^s e^{-rt} dt = w_s \int_s^{n+s} e^{-rt} dt$$

(1) Donde w es el salario o ingreso por año, dados s años de educación y C es el costo por año. La tasa de retorno, r indica la ganancia porcentual de ingreso por año adicional de educación.

Para la implementación empírica se estima econométricamente una función de ingresos para recuperar el valor de un parámetro (r) que represente el cambio en la remuneración derivado de un incremento en el nivel de educación del individuo.

Se plantea una función donde el logaritmo del salario es explicado básicamente por la educación, la experiencia y otras variables de control que pueden ser incluidas en la ecuación.

La especificación más simple derivada de (1), conocida como la ecuación de Mincer (1974) es:

$$\ln W_i = \beta_0 + \beta_1 ED_i + \beta_2 EXP_i + \beta_3 EXP_i^2 + \mu_i$$

(2) Donde $\ln W_i$ se refiere a la remuneración por hora, en logaritmos, para el individuo i , ED_i son los años de educación, EXP_i representa la experiencia laboral potencial³ que también se incluye elevada al cuadrado, y μ_i es un error aleatorio que se supone independiente e idénticamente distribuido como una normal con varianza σ^2 . Esta especificación básica es bastante parsimoniosa y su poder explicativo puede ser limitado y sujeto a sesgos por omisión de variables.

Habitualmente los parámetros β_1 estiman por Mínimos Cuadrados Ordinarios y el estimador del β_1 interpreta como el r , o la tasa de retorno a la educación (TRED). Este coeficiente indica el incremento porcentual de remuneración por hora que puede esperarse (en promedio) por un año adicional de educación. Es decir, puede asimilarse a la tasa de retorno que obtiene un individuo de invertir en capital humano, condicional a las características de la muestra utilizada para la estimación⁴.

III. Datos

La base de datos para el trabajo proviene de la Encuesta de Hogares Rurales realizada por el proyecto PROINDER en forma conjunta con el Ministerio de Asuntos Agrarios de la Provincia de Buenos Aires y que se llevó a cabo en un conjunto de partidos seleccionados de la provincia de Buenos Aires en el año 2006. La encuesta identifica las características, los niveles de vida y producción de un conjunto de 341 hogares rurales seleccionados probabilísticamente dentro de 12 partidos pertenecientes a las regiones del gran Buenos Aires y Cuenca del Salado. Los partidos incluidos en la muestra son: Moreno, Pilar, La Plata, Las Flores, Bolívar, Chascomús, Gral. Belgrano, Gral. Paz, Las Flores, 9 de Julio, Rauch, Saladillo y 25 de Mayo.

Utilizamos la base de datos individuales que presenta características adecuadas para el tipo de estudio planteado. El análisis preliminar de los datos muestra que un 95% de los individuos activos (definidos en la encuesta como los mayores a 10 años y que han buscado trabajo) declara haber trabajado en algún período en el lapso de los últimos 12 meses. Cerca del 83% sobre este total de 520 personas ocupadas, declara tener una sola ocupación y un 15% declara tener una segunda actividad o más⁵.

Para las estimaciones de la TRED seleccionamos los individuos a partir de los

³ La experiencia potencial suele calcularse como $\text{Experiencia} = \text{Educación} - \text{Edad} - 6$. En todas nuestras estimaciones utilizamos Edad como Proxy de experiencia, con el fin de evitar cambios en la especificación en caso de considerar la endogeneidad de la educación.

⁴ Una buena síntesis de hallazgos empíricos y metodología para estimar TRED puede verse en Card (2001)

⁵ Esta es una diferencia importante con los valores promedio de doble ocupación encontrados en la EPH urbana. La cantidad de personas que declara tener doble empleo (o más) en la EPH se encuentra entre el 7% y el 8% (Observatorio Social 2001). Este promedio se incrementa hasta un 16% del total cuando se condiciona por nivel educativo terciario o universitario. La comparación sugiere que la incidencia de la pluriactividad es claramente menor en la zona urbana y con rasgos de particular inserción entre profesionales mientras que en zona rural se encuentra más extendida en todos los niveles.

14 años y construimos un conjunto de variables indicativas de la remuneración percibida, el nivel de escolaridad alcanzado (en años) y de las características socioeconómicas del individuo y del hogar. El total de observaciones

totaliza 405 individuos. La definición de las variables utilizadas para las estimaciones de la TRED se presenta en el Cuadro 3. El Cuadro 4 presenta los estadísticos descriptivos de las series relevantes.

Cuadro 3. Definición de Variables

Variables Dependientes	Descripción
Part	Variable de participación. Igual a uno si el individuo trabajó en los 12 meses previos y cero en caso contrario.
Lnw	Logaritmo natural de la remuneración promedio total por hora de los últimos 12 meses
Variables Explicativas	
Educ	Educación total en años
Edad	Edad del individuo en años
Edad2	Edad al cuadrado
Zonaurb	Variable binaria igual a uno si el individuo reside en los partidos de Moreno, Pilar o La Plata y cero en caso contrario
Fem	Variable binaria igual a uno si el individuo es de sexo femenino y cero en caso contrario
est_civ	Variable binaria igual a uno si el individuo es casado o vive en pareja y cero en caso contrario
Eap	Variable binaria igual a uno si en el hogar hay una EAP y cero en caso contrario
Jefe	Variable binaria igual a uno si el individuo es jefe de hogar y cero en caso contrario
ing_extra	Variable que aproxima el Ingreso extra laboral del individuo (en miles de pesos). Suma los ingresos del resto de la familia y por alquiler de tierras en caso de ser propietario
Pluri	Variable binaria igual a uno si el individuo trabajó en más de una actividad en los últimos 12 meses
Sect_agro	Variable binaria igual a uno si la actividad principal del individuo es agropecuaria y cero en caso contrario
Educ_agro	Variable binaria de interacción entre nivel de educación y actividad agropecuaria (educ_agro = educ x sect_agro)
Femk12	Variable binaria igual a uno si el individuo es de sexo femenino y en el hogar hay niños de hasta 12 años de edad. Cero en caso contrario
Edu_fam	Educación promedio del resto de los miembros del hogar con 14 o más años de edad
Edufam_agro	(Edu_fam * sect_agro)
Imr	Inversa del Ratio de Mill (estimada en las ecuaciones de participación cuando se utilizan métodos de corrección)

Cuadro 4 . Estadísticos Descriptivos

Variable	Obs	Media	Desv. Std.	Min	Max
lfp	725	.6786207	.4673285	0	1
yhora	405	9.901556	16.23753	.17	100
educ	405	7.94321	3.806487	0	18
edad	405	42.67407	16.21781	14	87
zonaurb	405	.2641975	.4414503	0	1
fem	405	.2296296	.4211149	0	1
est_civ	405	.6641975	.4728544	0	1
eap	405	.3777778	.4854313	0	1
jefe	405	.637037	.481449	0	1
ing_extra	405	12440.4	31139.59	0	360000
pluri	405	.1901235	.3928838	0	1
sect_agro	405	.5234568	.5000672	0	1
femk12	405	.108642	.3115744	0	1

La variable dependiente utilizada en las estimaciones es la remuneración por hora trabajada. Para construir esta variable se calcularon las horas trabajadas por cada individuo en las actividades llevadas a cabo en los últimos 12 meses. Las mismas surgen de multiplicar meses trabajados, días promedio trabajados por mes y las horas promedio diarias trabajadas en cada actividad. Por otra parte se calculó el ingreso anual de cada actividad laboral de acuerdo a la modalidad de pago y monto en pesos percibido⁶. El cociente entre el ingreso anual y las horas trabajadas por año, es la variable dependiente empleada en la estimación (ingreso promedio por hora calculado en base anual).

IV. Resultados

A. Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios

El Cuadro 5 presenta las estimaciones estándar de la ecuación de Mincer por Mínimos Cuadrados Ordinarios para la muestra completa de hombres y mujeres de 14 años o más que tienen un trabajo remunerado. La columna 1 presenta los resultados de la especificación más simple donde las variable explicativas son la educación, la edad, la edad al cuadrado y dos variables dummy de control, una que asume valor uno para las mujeres y

otra que asume valor uno si alguno de los miembros de la familia es titular de una explotación agropecuaria. Nuestra variable de interés educ se asocia con un coeficiente (significativo al 1%) que implica una TRED del 9.8% por año adicional de educación.

Para analizar la hipótesis de un retorno diferencial de la educación entre los individuos que realizan actividades agropecuarias y no agropecuarias, la columna 2 presenta los resultados incluyendo una variable dummy (sect_agro) que controla esta condición. Asimismo se incluye una variable de interacción entre educación y el control de actividad (edu_agro) para captar el efecto de cambio en la TRED para los individuos que trabajan en actividades agropecuarias.

Los resultados muestran que la TRED para los individuos que realizan actividades no agropecuarias es del 12.70% mientras que para todos aquellos que realizan actividades agropecuarias se deben deducir 7.08 puntos porcentuales (coeficiente asociado a edu_agro). Es decir, la TRED en actividades agropecuarias sería en promedio un 5.62% por año adicional de educación.

El resultado, en principio, es consistente con la predicción del análisis conceptual acerca de la mayor tasa de retorno de la escolaridad en actividades no agropecuarias. Esta diferencia es importante ya que la TRED se

⁶-Para cada modalidad de pago se calculó específicamente:

-Si el pago es diario,

ingreso anual = monto diario (\$) * días /mes * meses trabajados/año.

-Si el pago es semanal,

ingreso anual = monto semanal (\$) * 4,345 * meses trabajados/año

-Si el pago es quincenal,

ingreso anual = monto quincenal (\$) *2* meses trabajados/año.

-Si el pago es mensual,

ingreso anual = monto mensual (\$) * meses trabajados/año

-Si el pago es por tarea finalizada o como un porcentaje de cosecha, (prevista principalmente para contratistas).

ingreso anual = monto anual (\$)

En el caso de productores rurales, cuyo ingreso proviene de la venta de su producción una o dos veces al año, se registra este ingreso expresado en forma mensual.

Cuadro 5: Ecuaciones de Mincer sin y con control de sector agropecuario – Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)

Variable Dependiente	Sin control Sector Agropecuario lnw (1)	Con control Sector Agropecuario lnw (2)
Variables Explicativas		
Educ	0.0981*** (6.92)	0.1270*** (7.52)
Edad	0.0425*** (2.66)	0.0439*** (2.72)
edad2	-0.0002 (-1.13)	-0.0002 (-1.27)
Fem	-0.1317 (-0.98)	-0.0547 (-0.39)
Eap	0.2181* (1.91)	0.2018* (1.75)
edu_agro		-0.0708** (-2.49)
sect_agro		0.7141*** (2.98)
Constante	-0.6801** (-2.06)	-1.0392*** (-3.03)
Observaciones	406	406
R2 Ajustado	0.16	0.17
Método de estimación	MCO	MCO

Estadísticos t entre paréntesis – Calculados con errores estándares robustos a heteroscedasticidad
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

duplicaría en el caso de actividades no agropecuarias, lo que implicaría un incentivo para la incorporación de capital humano y migración desde actividades agropecuarias hacia no agropecuarias en las zonas rurales. Es relevante notar que si bien la educación es altamente significativa en la determinación de la remuneración, el poder explicativo de las ecuaciones medido en términos del R2 ajustado, es relativamente bajo. Por lo tanto, existen variables omitidas que tienen un importante rol en la determinación de los ingresos. Si bien nuestro interés se centra específicamente en los retornos a la educación, no deben dejar de considerarse existe una importante heterogeneidad (observable y no observable) entre individuos, y múltiples factores que explican el nivel de remuneración que no son considerados en nuestra estimación.

B. Corrección del Sesgo de Selección: Método de Heckman

B.1. Selección por participación en el mercado laboral

Las estimaciones presentadas en el Cuadro 5 tienen potencialmente un problema de sesgo de selección muestral. En principio, fueron seleccionados sólo los individuos a partir de los 14 años que trabajan por una remuneración. La selección de aquellos que trabajan por un pago puede no ser aleatoria, dado que los individuos que trabajan de manera remunerada pueden tener características sistemáticas que los diferencian de los que no lo hacen. Si estas características tienen influencias no sólo en la probabilidad de trabajar sino también en el potencial ingreso que perciben por su trabajo, entonces debería considerarse explícitamente el proceso de

selección para la estimación de la ecuación de Mincer con el fin de controlar el posible sesgo.

Una forma de considerar este sesgo potencial es utilizar el método de dos etapas propuesto por Heckman (1979). El primer paso consiste en estimar un modelo probit de participación en el mercado laboral. A partir de esta estimación se computa la inversa del ratio de Mill (el cociente entre el valor de

la función de densidad de una normal estandarizada y la función de distribución normal acumulada para cada punto de la muestra) y se incluye como un regresor adicional en la ecuación de Mincer.

Los resultados de este procedimiento se presentan en el Cuadro 6. La columna 1 muestra los resultados de la ecuación de selección donde un conjunto de variables explican la decisión de participar en el mercado laboral.

Cuadro 6: Ecuaciones de Mincer corregidas por sesgo de selección sin y con control de sector agropecuario – Estimación por método de Heckman en dos etapas (Columna 1 ecuación de participación)

Variable Dependiente	Participación Lfp (1)	Sin control Sector Agropecuario Lnw (2)	Con control Sector Agropecuario Lnw (3)
Variables Explicativas			
Educ	0.0360** (2.07)	0.0946*** (6.70)	0.1223*** (7.23)
Edad	0.0759*** (4.16)	0.0202 (1.02)	0.0252 (1.28)
edad2	-0.0010*** (-4.91)	0 (0.068)	0 (-0.22)
ing_extra	-0.0003 (-0.41)		
Jefe	1.5922*** (9.67)		
est_civ	-0.2943* (-1.79)		
femk12	-0.5612*** (-4.18)		
Fem		0.0748 (0.41)	0.1034 (0.56)
Eap		0.2221* (1.95)	0.2113* (1.84)
lmr		-0.4641* (-1.92)	-0.3867 (-1.55)
Edu_agro			-0.0679** (-2.41)
Sect_agro			0.6596*** (2.74)
Constante	-1.0788*** (-3.12)	-0.0778 (-0.17)	-0.5035 (-1.07)
Observaciones	725	405	405
R2 Ajustado			
R2 Ajustado		0.16	0.17

Estadísticos t entre paréntesis – Calculados con errores estándares robustos a heteroscedasticidad
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La variable dependiente asume valor uno para los individuos que trabajan y cero en caso contrario. Para mejorar la especificación de los parámetros de la segunda etapa, el conjunto de variables explicativas en la ecuación de selección debe incluir variables (al menos una) que afecten la decisión de trabajar pero no tengan impacto en la determinación de ingresos. En nuestro caso estas variables son el ingreso no laboral, la condición de jefe de hogar del individuo, el estado civil y si se trata de una mujer con niños de hasta 12 años de edad en el hogar.

La columna 2 muestra los resultados de la ecuación de Mincer corregida por sesgo de selección en el mercado laboral sin controlar por el sector de ocupación del individuo.

El coeficiente del término de selección (imr) es estadísticamente significativo al 10%, lo que sugiere que los estimadores por MCO son probablemente ineficientes debido al sesgo de selección. La estimación puntual de la TRED es de 9.46%, lo que indica que el método de MCO sobreestima levemente la tasa debido al sesgo de selección muestral. La columna 3 presenta la estimación con el control por sector. Se observa que la TRED es ahora del 12.23% para los individuos que realizan actividades no agropecuarias y del 5.44% para tareas no agropecuarias.

Si bien la corrección ajusta levemente a la baja el resultado de la TRED, se mantiene la diferencia de retornos entre actividades agropecuarias y no agropecuarias hallada en la sección anterior.

B.2. Selección por sector agropecuario y no agropecuario

En las secciones anteriores nuestro interés por estimar las TRED por sector se implementó mediante un control por variable dummy y un término de interacción para diferenciar la tasa dependiendo de la actividad del individuo.

Una forma alternativa de estimar la robu-

tez de los resultados sería separar la muestra entre los individuos que trabajan en el sector agropecuario y no agropecuario y estimar una ecuación de ingresos por MCO para cada una de las submuestras, omitiendo el problema de selección por participación.

Sin embargo, aquí aparece otro problema potencial de selección si es que pensamos que la decisión de trabajar en alguno de los sectores es endógena. Es decir, si la selección de los individuos que trabajan en cada uno de los sectores no es aleatoria, sino endógena y a su vez las características que determinan la elección tienen influencias no sólo en la probabilidad de trabajar en un sector sino también en la remuneración, estamos nuevamente ante el problema de selección muestral.

Para tener en cuenta este posible sesgo de selección aplicamos el procedimiento de Heckman en dos etapas. En la primera etapa estimamos una ecuación de selección por sector y luego una ecuación de remuneración para cada submuestra corregida mediante la inclusión de la inversa del ratio de Mill estimada en la primera etapa.

Los resultados de las estimaciones se presentan en el Cuadro 7. La columna 1 muestra los estimadores para la ecuación de selección donde la variable que permite la identificación en la segunda etapa es la variable dummy zonaurb que asume valor uno para los individuos que residen en alguno de los partidos más urbanizados de la muestra. Las columnas 2 y 3 presentan los resultados de la estimación de la ecuación de ingresos para los individuos que trabajan en el sector agropecuario y no agropecuario respectivamente. Los coeficientes asociados al nivel de educación son significativos estadísticamente en ambas estimaciones y la estimación puntual de la TRED para el sector agropecuario es de 5% mientras que para el sector no agropecuario del 11.8%.

Los estimadores puntuales difieren leve-

Cuadro 7: Ecuaciones de Mincer corregidas por sesgo de selección para ocupados en el sector agropecuario y no agropecuario – Estimación por método de Heckman en dos etapas (Columna 1 ecuación de selección para actividad en el sector agropecuario)

Variable Dependiente	Selección (1)	Lnw (2)	lnw (3)
Variables Explicativas			
Educ	-0.0825*** (-4.49)	0.0505** (2.02)	0.1184*** (6.07)
Edad	-0.0108 (-0.55)	0.007 (0.23)	0.0475* (1.78)
Edad2	0.0001 (0.56)	0.0001 (0.38)	-0.0003 (-1.05)
Eap	1.1316*** (8.58)	0.3683** (2.34)	-0.0181 (-0.10)
Fem	-1.0370*** (-7.04)	-0.0792 (-0.20)	0.1143 (0.53)
Zonaurb	-0.3705*** (-2.66)		
Imr		-0.608 (-1.47)	-0.2718 (-0.87)
Constant	0.8808** (2.03)	0.5757 (0.80)	-0.8488 (-1.49)
Observations	508	212	193
R-squared			
Adjusted R-squared		0.13	0.22

Estadísticos z entre paréntesis – Calculados con errores estándares robustos a heteroscedasticidad
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

mente de los obtenidos en las estimaciones previas, pero es robusto el resultado de un mayor retorno marginal de la educación en actividades no agropecuarias.

**C. Endogeneidad de la Educación:
Método de Variables Instrumentales**

Además del problema de selección muestral, una cuestión importante en la estimación de TRED es la potencial endogeneidad de la educación. La endogeneidad puede provenir del proceso decisorio del individuo para determinar su nivel de educación óptimo, de variables omitidas (por ejemplo habilidad o capacidad) y de errores de medición. Si este es el caso, las estimaciones por MCO esta-

rían sesgadas. El método de variables instrumentales (VI) ha sido utilizado frecuentemente en la literatura para estimar la TRED y controlar el problema de sesgo de endogeneidad. Para utilizar el método es necesario al menos un instrumento válido, una variable correlacionada con educación pero que no tenga impacto en los ingresos. Es decir, la variable instrumental debe estar correlacionada con la variable endógena y ser independiente del término de error en la ecuación de interés. La técnica de estimación por VI tiene dos etapas. Primero se estima una regresión de la variable educación en función de su instrumento y todas las variables exógenas incluidas en la regresión de interés y se obtienen

los valores estimados para educación. Luego se estima la ecuación de Mincer, reemplazando educación por su estimación obtenida en la primera etapa.

El instrumento frecuentemente utilizado para educación es educación del padre o madre o educación del cónyuge. En nuestro caso, dadas las características de la muestra y la información disponible, construimos una variable que es el promedio de educación de los miembros de la familia del individuo que tienen 14 años o más. La intuición detrás de la elección de este instrumento es que la educación del individuo y la de su familia está positivamente correlacionada (el valor del coeficiente de correlación en nuestra muestra es de 0.48). Asimismo, no

resulta evidente que la educación de la familia ejerza una influencia directa en el nivel de remuneración por hora de los individuos (coef. de correlación= 0.09). El Cuadro 8 presenta los resultados de la primera etapa donde la variable educación se instrumenta por educación promedio de la familia en la columna 1.

En las columnas 2 y 3 se presenta la instrumentación para educación y para la interacción entre educación y sector, variable que también es endógena cuando se incluye el término de interacción para captar el efecto diferencial por sector. En este último caso se adiciona como instrumento la variable de interacción entre educación promedio de la familia y sector agropecuario (edufam_

Cuadro 8: Ecuaciones de Mincer con educación endógena sin y con control de sector agropecuario –Estimación por método de Variables Instrumentales (primera etapa)

Variable Dependiente Variables Explicativas	Educ (1)	Educ (2)	Educ_ago (3)
Edad	-0.0690 (1.32)	-0.0938* (1.65)	-0.016 (-0.44)
Edad2	0.0001 (0.30)	0.0004 (0.69)	-0.0001 (-0.33)
Fem	0.1280*** (3.39)	0.9770*** (2.33)**	0.1823 (0.66)
Eap	0.394 (1.16)	0.6054* (1.71)	0.3507 (1.51)
Edu_fam	0.625*** (11.12)	0.6791*** (10.01)	0.0042 (0.10)
Sect_agro		0.6345 (0.77)	4.6443*** (8.61)
Edufam_agro		-0.2074** (-2.01)	0.3769*** (5.57)
Constante	5.281*** (4.83)	5.7742*** (4.50)	0.6931 (0.82)
Observaciones	357	357	348
R2 Ajustado	0.35	0.37	0.77

Estadísticos t entre paréntesis – Calculados con errores estándares robustos a heteroscedasticidad
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

agro). En las estimaciones de la primera etapa se verifica la relevancia de los instrumentos, siendo en todos los casos altamente significativos en términos estadísticos. La estimación de la ecuación de Mincer por VI sin y con control de sector se presenta en el Cuadro 9.

que factores no observables pueden estar sesgando hacia abajo las estimaciones por otros métodos, pero claramente se sostiene el diferencial entre tasas de retorno por sectores, favoreciendo a las actividades agropecuarias en el sector rural. En la siguiente sección analizamos en mayor

Cuadro 9: Ecuaciones de Mincer con educación endógena sin y con control de sector agropecuario –Estimación por método de Variables Instrumentales (segunda etapa)

Variable Dependiente	Lnw (1)	Lnw (2)
Variables Explicativas		
Educ	0.1306*** (4.06)	0.1599*** (5.17)
Edad	0.0391** (2.20)	0.0329 (1.63)
Edad2	-0.0001 (-0.69)	-0.0001 (-0.43)
Fem	-0.1799 (-1.32)	-0.0937 (-0.64)
Eap	0.0734 (0.60)	0.0463 (0.36)
Edu_agro		-0.0895 (-0.98)
sect_agro		0.8705 (1.29)
Constante	-0.8852* (-1.94)	-1.0750** (-2.24)
Observaciones	357	348
R2 Ajustado	0.13	0.11

Estadísticos t entre paréntesis – Calculados con errores estándares robustos a heteroscedasticidad
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Los estimadores por VI de la TRED resultan considerablemente superiores a los estimados por MCO. La TRED promedio, sin controlar por sector, es del 13%. Controlando por sector se obtiene un valor de 15.9% para los trabajadores no agropecuarios y del 6.95% para los agropecuarios. El sesgo negativo en los estimadores por MCO es consistente con lo hallado en estudios similares (Di Pietro y Pedace 2008). En síntesis, la estimación por VI muestra

detalle el posible sesgo derivado de la endogeneidad no sólo de selección de sector, sino también de categoría ocupacional de los individuos.

**D. Corrección del Sesgo de Selección Múltiple:
Método de Lee**

En la sección B la corrección por sesgo en poblaciones endógenamente seleccionadas

se realizó utilizando en método de Heckman en dos etapas. Sin embargo, si en la selección intervienen múltiples alternativas, una especificación más adecuada para modelar el proceso es la multinomial logit. En nuestro caso, podemos pensar que el proceso de selección contempla cuatro alternativas que se pueden ordenarse secuencialmente. En principio, la elección de sector, agropecuario o no agropecuario, y luego la categoría

C3: Patrón o cuentrapropista en el sector no agropecuario
C4: Trabajador asalariado en el sector no agropecuario

Podríamos segmentar la muestra en estas cuatro categorías y estimar una ecuación por MCO para cada una de ellas y estimar la TRED correspondiente.

Sin embargo, si deseamos considerar la posibilidad de sesgo de selección debemos uti-

Cuadro 10: Ecuaciones de Mincer por sector y categoría ocupacional – Estimación por MCO

Variable Dependiente Variables Explicativas	Lnw1 (1)	Lnw2 (2)	Lnw3 (3)	Lnw4 (4)
Educ	0.0624** [2.16]	0.0701 [1.63]	0.2070*** [5.44]	0.0730*** [3.74]
Edad	0.0414 [0.97]	0.0861*** [2.93]	0.0779 [1.07]	0.0780*** [2.81]
Edad2	-0.0001 [-0.35]	-0.0008** [-2.41]	-0.0005 [-0.54]	-0.0008** [-2.35]
Fem	0.5413 [1.23]	-0.2076 [-0.74]	0.0676 [0.18]	0.0696 [0.39]
Eap	0.4673 [1.10]	0.4663** [2.17]	0.0421 [0.14]	-0.0641 [-0.25]
Constante	-0.7362 [-0.75]	-1.0303 [-1.45]	-2.8764* [-1.83]	-0.9153* [-1.87]
Observaciones	95	117	43	139
R2 Ajustado	0.1	0.08	0.37	0.13

Estadísticos t entre paréntesis – Calculados con errores estándares robustos a heteroscedasticidad
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

ocupacional. Las dos categorías que consideramos son: patrón o cuentapropista y trabajador asalariado. Es decir que las cuatro categorías ordenadas de acuerdo con nuestra clasificación son:

C1: Patrón o cuentrapropista en el sector agropecuario
C2: Trabajador asalariado en el sector agropecuario

lizar algún método de corrección. Bourguignon et al (2007) realizan una revisión de la literatura acerca del tema de corrección basada en selección múltiple por Multinomial Logit y describen los métodos disponibles para la implementación empírica. Seguimos la solución propuesta por Lee (1983) cuya implementación se realiza en dos etapas. Primero se estima la ecuación de

⁷ Un detalle del procedimiento puede verse en el trabajo citado de Bourguignon y en el sitio <http://www.pse.ens.fr/gurgand/selmlog13.html> desde donde puede descargarse la rutina selmlog para implementar el procedimiento en el software estadístico STATA.

Cuadro 11: Selección de sector y ocupación – Estimación por Multinomial Logit

Variable Dependiente Variables Explicativas	C1 1	C2 2	C3 3
Educ	-0.0121	-0.2282***	0.0607
	[-0.21]	[-4.21]	[1.29]
Edad	0.0293*	-0.0329**	0.0270*
	[1.77]	[-2.48]	[1.71]
Jefe	2.3171***	1.4378***	0.6127
	[3.70]	[3.32]	[1.18]
Fem	-2.2654***	-2.2979***	-0.8351*
	[-3.16]	[-4.65]	[-1.72]
Ing_extra	0	0	0
	[-0.80]	[1.42]	[1.16]
Pluri	-1.7802***	-0.6821*	-0.408
	[-3.39]	[-1.71]	[-0.81]
Zonaurb	-0.5943	-1.6867***	0.1695
	[-1.28]	[-4.28]	[0.43]
Eap	4.3992***	0.4064	1.0368**
	[8.37]	[0.98]	[2.30]
Edad2			
Constant	-4.6569***	2.7261***	-3.2326***
	[-4.28]	[3.71]	[-3.65]
Observations	393	393	393
LR chi2(27)	359.71		
Prob > chi2	0		
Pseudos R2	0.3487		

z statistics in brackets
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Categorías de ocupación y sector utilizadas
c1: Patrón o cuenta propia en sector agropecuario
c2: Trabajador asalariado en sector agropecuario
c3: Patrón o cuenta propia en sector no agropecuario
c4: Trabajador asalariado en sector no agropecuario
La categoría base de comparación es c4 (omitida)

selección mediante un Logit Multinomial, donde la variable dependiente contiene las categorías de interés (cuatro en nuestro caso) y los regresores explican la probabilidad de un individuo de elegir cada alternativa. La etapa siguiente consiste en estimar la ecuación de Mincer corregida por la probabilidad de cada individuo de elegir la alternativa correspondiente⁷. El Cuadro 10 presenta, con fines comparativos, la estimación simple por MCO se-

leccionando la muestra en cada una de las cuatro categorías. Los cuadros 11 y 12 presentan respectivamente, los resultados del modelo de selección ML y de las cuatro ecuaciones de Mincer corregidas por selección. En este último caso los errores estándar fueron calculados por un procedimiento de bootstrap con 300 replicaciones. De los resultados puede inferirse, en principio, que el procedimiento no muestra eviden-

Cuadro 12: Ecuaciones de Mincer corregidas por sesgo de selección por sector y ocupación – Estimación por método de Lee (selección por multinomial logit)

Variable Dependiente Variables Explicativas	Lnw1 (1)	Lnw2 (2)	Lnw3 (3)	Lnw4 (4)
Educ	0.057 (1.64)	0.0727 (1.53)	0.2123*** (3.51)	0.0837*** (3.64)
Edad	0.0129 (0.25)	0.0869*** (2.80)	0.0806 (0.80)	0.0740** (2.49)
Edad2	0 (0.080)	-0.0009** (-2.37)	-0.0005 (-0.43)	-0.0008** (-2.19)
Fem	0.8104 (1.29)	-0.1721 (-0.39)	0.0727 (0.15)	0.3664 (1.38)
Eap	-0.6467 (-0.51)	0.4820** (2.32)	0.0599 (0.17)	-0.2574 (-0.80)
_m1	0.6131 (0.99)			
_m2		0.04 (0.14)		
m3			-0.0762 (-0.12)	
_m4				-0.4655 (-1.40)
Constante	1.5981 (0.62)	-1.0436 (-1.45)	-3.1299 (-0.98)	-1.3085** (-2.27)
Observaciones	95	117	43	139
R2				

Estadísticos z entre paréntesis – Errores estándares estimados por bootstrap (300 replicaciones)
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

cia clara de un sesgo de selección importante dada la baja significación de los coeficientes asociados al término de corrección (_m) en las ecuaciones de Mincer del Cuadro 12. Un problema potencial de nuestras estimaciones es el tamaño de la muestra que es relativamente pequeño, lo cual puede estar implicando grandes varianzas de los estimadores y en consecuencia baja significatividad.

Por otra parte, los resultados de las TRED son consistentes con los anteriores en términos de mayor retorno en actividades no agropecuarias. Se observa ahora que el retorno de la educación también es mayor en los individuos que son patrones o cuentapropistas. Este efecto es particularmente no-

table en aquellos que desarrollan sus tareas en el sector no agropecuario, cuya tasa de retorno aumenta muy por encima de los promedios de las estimaciones previas, llegando un 21%.

Estas estimaciones sugieren que la TRED resulta alta en las actividades no agropecuarias para patrones y cuentapropistas, seguramente dando cuenta del efecto sugerido en el marco teórico que indica importantes efectos de la educación para la mejora de la eficiencia y el aprovechamiento de oportunidades de mejoras de ingresos.

V. Conclusiones

En el trabajo se analiza el impacto de la edu-

cación sobre las remuneraciones de individuos que trabajan en zonas rurales utilizando diversas técnicas econométricas de estimación para recuperar una medida de la tasa de retorno por año de educación. Los antecedentes de estimaciones de retornos a la educación en Argentina son princi-

palmente a partir de datos de zonas urbanas. Tal como se sintetiza en el Cuadro 13 las TRED estimadas se encuentran entre el 8 y el 13%. En este trabajo se aporta evidencia acerca de los retornos a la educación para una zona rural y como se resume en el Cuadro 13, los

Cuadro 13. Estimaciones TRED en Argentina (Zonas Urbanas)

Autor	TRED		
Pessino (1995)	1986 10.0%	1989 12.5%	1990 9.0%
Giovagnoli et. al. (2005)	1992 -2002 8.6 % - 11.4 %		
Paz (2007)	2001 (ECV –EPH) 8.0%	2003 -06 (EPHC) 7.7 %	
Di Pietro y Pedace (2008)	2003 (EPH) 8.0% – 12.1%		

Cuadro 13. Resumen de Estimaciones de Tasas de Retorno a la Educación. En % de incremento de ingreso por año adicional de escolaridad

Método de Estimación	Total de la Muestra	Sector Agropecuario		Sector No Agropecuario	
MCO	9.8	5.6		12.7	
Heckman (selección por participación en el Mercado laboral)	9.5	5.4		12.2	
Heckman (selección por sector)	-	5.0		11.8	
Variables Instrumentales	13.0	6.9		15.9	
		Patrón/Cta. Propia	Asalariado	Patrón/Cta. Propia	Asalariado
MCO	-	6.2	7.0	20.7	7.3
Selección Multinomial Logit (Lee)	-	5.7	7.2	21.2	8.3

resultados se encuentran en un rango similar a los hallados en las estimaciones con datos de zonas urbanas se observa que la TRED promedio se encuentra entre un 9 y un 13% dependiendo de la técnica de estimación.

Cuando se controlan las actividades realizadas por los individuos entre agropecuarias y no agropecuarias, sistemáticamente el retorno a la educación en actividades no agropecuarias es superior a las agropecuarias. Los trabajadores en el sector agropecuario tienen retornos de entre un 5 y 8% anual, mientras que los no agropecuarios entre un 7 y 13%, dependiendo nuevamente de la técnica utilizada para la estimación.

El control por categoría ocupacional y sector arroja resultados consistentes con las predicciones teóricas mostrando que los mayores retornos se dan en las actividades por cuenta propia en el sector no agropecuario, le siguen los trabajadores asalariados en el sector no agropecuario, luego los cuentapropistas agropecuarios y finalmente los trabajadores asalariados agropecuarios.

Estos resultados muestran los diferenciales que existen entre sectores y actividades, lo que seguramente genera señales tanto para la acumulación de capital humano por parte de los individuos, como para la reasignación del tiempo de trabajo y la migración.

Una buena cantidad de trabajos empíricos muestran que los diferenciales de retornos a la educación juegan un papel fundamental

para dinamizar y relocalizar eficientemente los recursos en una agricultura dinámica y moderna (Huffman 2001, Taylor y Yunez-Naude 2000).

Desde el punto de vista de las políticas públicas los resultados sugieren que la educación permite aprovechar oportunidades y mejorar la eficiencia en la asignación de recursos, lo cual se refleja en un incremento significativo de los ingresos por cada año de educación formal.

Tal como sugiere Johnson (1987), en una agricultura moderna la dinámica del crecimiento implica cambios de precios relativos e importantes ajustes en la asignación de recursos por parte de los productores agropecuarios. Buena parte de estas relocalizaciones involucran al factor trabajo. La educación permite realizar estos ajustes más rápidamente, con mayor eficiencia y con menores costos para los individuos (Schultz 1981). Esto ocurre por el efecto directo que tiene la educación en la mejora de productividad y por el incremento de la tasa de migración de actividades agrícolas hacia no agrícolas, lo que facilita la reasignación del trabajo hacia actividades de mayor retorno. En este sentido, en un contexto de acelerado cambio tecnológico, las señales de precios son fundamentales para incentivar la acumulación de capital humano, la asignación eficiente de recursos y la mejora sostenida de los ingresos al trabajo en las zonas rurales.

Bibliografía

- Becker, G. S. (1964), *Human Capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*, New York: Columbia University Press.
- Bourguignon, François, Martin Fournier y Marc Gurgand (2007) "Selection Bias Corrections Based on the Multinomial Logit Model: Monte-Carlo Comparisons", *Journal of Economic Surveys*, vol. 21, n°1, 2007.
- Card, David, (2001) *Estimating The Return To Schooling: Progress On Some Persistent Econometric Problems* *Econometrica*, Vol. 69, No. 5 1127-1160
- Di Pietro, Giorgio and Lucas Pedace (2008) *Changes in the returns to education in argentina*.

Journal of Applied Economics Vol XII.

Gallacher, G.M.(1999), Human capital and production efficiency: Argentine agriculture. Universidad del CEMA. Documento de Trabajo 162.

Gallacher, G.M.(2001), Education as an input in agricultural production: Argentina. Universidad del CEMA. Documento de Trabajo 189.

Gallacher, G.M.(2008), The impact of human capital on firm-level input use: argentine agriculture. Universidad del CEMA. Documento de Trabajo 380.

Johnson, D. Gale (1987) World agriculture in Disarray revisited. Australian Journal of Agricultural Economics, vol 31 no. 2 142-153.

Marino, Magdalena y Daniel Lema (2008) Trabajo y pluriactividad en zonas rurales: estimación de un modelo de oferta laboral individual. Anales de la Reunión Anual de la AAEP.

Heckman, James (1979), Sample selection bias as a specification error, *Econometrica* 47: 153–161.

Huffman, Wallace E. (2001) Human Capital: Education and Agriculture. Handbook of Agricultural Economics Vol 1A Chapter 7. Elsevier, North Holland.

Observatorio Social, (2001). El doble empleo. Serie Informes Numero 1, junio 2001. disponible en www.observatoriosocial.com.ar

Paz, J. (2007). Retornos laborales a la educación en la Argentina. Evolucion y estructura actual. CEMA, Documento de trabajo N° 355.

Pessino, C. (1995). Returns to Education in Greater Buenos Aires 1986-1993: From Hyperinflation to Stabilization, CEMA, Documento de trabajo N° 104.

Schultz, T. W. (1981) Investing in people: the economics of population quality. Berkeley CA: University of California Press.

Taylor, J. Edward and Antonio Yunez-Naude (2000) The returns from schooling in a diversified rural economy. *American Journal of Agricultural Economics* 82: 287-297

Welch, Finis (1970) Education in Production. *Journal of Political Economy* 78